

## Zur Problematik von Querschnittsdaten: methodisch-statistische Beschränkungen von Querschnittsstudien bei der empirischen Überprüfung von Theorien

Steinhage, Nikolei; Blossfeld, Hans-Peter

Veröffentlichungsversion / Published Version

Arbeitspapier / working paper

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Steinhage, N., & Blossfeld, H.-P. (1999). *Zur Problematik von Querschnittsdaten: methodisch-statistische Beschränkungen von Querschnittsstudien bei der empirischen Überprüfung von Theorien*. (Arbeitspapier / Sfb 186, 62). Bremen: Universität Bremen, SFB 186 Statuspassagen und Risikolagen im Lebensverlauf. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-57590>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-NC-ND Lizenz (Namensnennung-Nicht-kommerziell-Keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier:  
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.de>

### Terms of use:

This document is made available under a CC BY-NC-ND Licence (Attribution-Non Commercial-NoDerivatives). For more information see:  
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0>

**Sonderforschungsbereich 186  
der Universität Bremen**

# **Zur Problematik von Querschnittsdaten**

**Methodisch-statistische Beschränkungen von  
Querschnittsstudien bei der empirischen  
Überprüfung von Theorien**

von

**Nikolei Steinhage**

und

**Hans-Peter Blossfeld**

Bremen, den 27. August 1999

Arbeitspapier Nr. 62





## **Vorwort**

Im Teilprojekt B6 „Haushaltsdynamik und soziale Ungleichheit im internationalen Vergleich“ wird der Zusammenhang zwischen dem Wandel von Haushaltsstrukturen und der Veränderung der Lebensläufe der individuellen Haushaltsmitglieder im Längsschnitt analysiert.

In der vorliegenden Arbeit wird versucht, die methodisch-statistischen Beschränkungen von Querschnittsdaten bei der empirischen Überprüfung von Theorien aufzuzeigen. Ein Großteil empirischer Untersuchungen basiert nach wie vor auf Querschnittsdaten. Es ist zwar bekannt, welche methodisch-statistischen Probleme Analysen anhaften, die auf Querschnittsdaten basieren, ihrer über die Methoden hinausgehenden Bedeutung – insbesondere für die Überprüfung von Theorien – wird aber nur wenig Beachtung geschenkt. In diesem Beitrag wird daher nicht nur versucht, die statistisch-methodischen Beschränkungen darzustellen, sondern auch aufgezeigt, welche Probleme sich bei der Interpretation von Analyseergebnissen ergeben können und welche Auswirkungen dies auf eine empirische Überprüfung von Theorien hat.

Das Ergebnis dieser Arbeit ist, daß Querschnittsdaten in der Regel nicht den Erwartungen, die viele Wissenschaftler an sie stellen, genügen können. Implizite Annahmen, die bei der kausalen Interpretation von Ergebnissen bei Querschnittsanalysen gemacht werden müssen, sind dabei nicht nur schwer zu rechtfertigen, sondern zudem nicht überprüfbar.

Bremen, im August 1999

Prof. Dr. Walter R. Heinz

Sprecher des Sonderforschungsbereichs 186



## **Inhaltsverzeichnis**

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Zur Rolle der Zeit bei der empirischen Überprüfung von Theorien</b>	<b>2</b>
<b>3</b>	<b>Querschnittsbeobachtungen von kausalen Systemen im Gleichgewicht</b>	<b>6</b>
<b>4</b>	<b>Selektionsprobleme: Akteure ohne Vergangenheit</b>	<b>10</b>
<b>5</b>	<b>Ein Beispiel</b>	<b>13</b>
<b>6</b>	<b>Zusammenfassung</b>	<b>19</b>
<b>7</b>	<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>20</b>



## 1 Einleitung

In den letzten Jahren sind durch den Einsatz von Lebensverlaufs- und Panelstudien große Fortschritte bei der empirischen Überprüfung von Theorien erzielt worden. In den Sozialwissenschaften ist aus diesem Grunde zwar die Zahl der Längsschnittstudien rasch angestiegen, aber die Masse der Untersuchungen ist *dort nach wie vor durch eine unhinterfragte Verwendung von Querschnittsdaten gekennzeichnet*. Darüber hinaus zeigt sich, daß in der wissenschaftlichen Auseinandersetzung *Längsschnittstudien noch immer weit mehr als Querschnittsuntersuchungen mit methodischen Vorbehalten konfrontiert* werden. Diese Haltung speist sich häufig aus den methodischen Problemen, die bei der Erhebung und Auswertung von Längsschnittdaten *offensichtlich* zu Tage treten und gemeistert werden müssen. Darüber hinaus sind Querschnittsdaten *kostengünstiger und weniger aufwendig* zu erheben, aufzubereiten und auszuwerten als Längsschnittdaten. Viele Wissenschaftler haben deswegen die Tendenz, auch heute noch an Querschnittsdaten festzuhalten, und glauben, daß sie sich dabei auf sicherem methodischen Grund befinden. Diese Sichtweise wird durch Ausbildungsstrukturen an den Universitäten gestützt, die sich in den Grundkursen fast ausschließlich auf die Vermittlung *gleichsam „natürlicher“ Verfahren der Erhebung und Analyse von Querschnittsdaten* konzentrieren und im Hauptstudium – wenn überhaupt – die Qualifikationen zur Arbeit mit Längsschnittdaten eher sporadisch vermitteln.

Das Ziel dieses Aufsatzes ist es nicht, die Vorzüge von Längsschnittstudien noch einmal herauszuarbeiten (vgl. dazu z. B. Blossfeld und Rohwer 1995). Vielmehr soll es hier um die *weniger offensichtlichen* methodisch-statistischen Beschränkungen von Querschnittsdaten bei der empirischen Untersuchung von Theorien gehen. Denn Querschnittsdaten erfüllen in der Regel nicht den Anspruch, den viele Wissenschaftler bei der Analyse kausaler Zusammenhänge in sie stellen. Wir möchten insbesondere zeigen, daß bei der kausalen Interpretation von Ergebnissen aus Querschnittsmodellen eine Reihe *impliziter* Annahmen gemacht wird, die nicht nur schwer zu rechtfertigen sind, sondern auch nicht überprüft werden können. Wir diskutieren dazu zunächst die Rolle der Zeit bei der empirischen Überprüfung von Theorien und konzentrieren unsere Darstellung danach auf den häufigsten empirischen Anwendungsfall in der Soziologie, in dem eine qualitative abhängige Variable mit Hilfe eines Logitmodells auf der Grundlage von Querschnittsdaten kausal untersucht wird.



## 2 Zur Rolle der Zeit bei der empirischen Überprüfung von Theorien

Der Begriff „Theorie“ wird in den Sozialwissenschaften zunächst sehr uneinheitlich verwendet. Im vorliegenden Aufsatz verstehen wir darunter ganz allgemein „... (a) eine Menge miteinander verknüpfter Aussagen, von denen sich (b) eine nicht-leere Teilmenge auf *empirisch prüfbare Zusammenhänge* zwischen Variablen bezieht“ (Diekmann 1995:122). Im besonderen geht es uns hier aber nicht um „Variablenzusammenhänge“ per se, sondern um theoretisch postulierte *Ursache-Wirkungs- oder kausale Beziehungen*, bei denen vermutet wird, daß eine unabhängige Variable *X* eine abhängige Variable *Y* beeinflußt.

In einer wichtigen Veröffentlichung hat Holland (1986) gezeigt, daß solche kausalen Aussagen immer mit *kontrafaktischen Überlegungen* verbunden sind. Das heißt, sie behaupten, daß wenn die Bedingung – oder die Ursache – eine andere gewesen wäre, sich beim Untersuchungsobjekt auch ein anderes Ergebnis eingestellt hätte. Da ein und dasselbe Untersuchungsobjekt empirisch aber nicht *gleichzeitig* zwei oder mehreren verschiedenen Bedingungen ausgesetzt werden kann, sind auch die Konsequenzen dieser unterschiedlichen Bedingungen nicht direkt beobachtbar. Holland (1986) bezeichnet diese Schwierigkeit als das „*fundamentale Problem kausaler Inferenz*“ jeder empirischen Untersuchung.

Daraus folgt, daß Kausalität empirisch nie direkt nachgewiesen werden kann. *Alle empirischen Methoden zur Überprüfung kausaler Beziehungen müssen sich vielmehr auf eine Reihe von Annahmen stützen.* Aber in Abhängigkeit von den Untersuchungsobjekten und Datenstrukturen, ergeben sich relativ große Unterschiede in der Plausibilität und Restriktivität der gemachten impliziten und/oder expliziten Annahmen – und damit auch hinsichtlich der Qualität der durch eine Studie gewonnenen empirischen Evidenz.

Verschiedene Disziplinen haben aufgrund ihres *spezifischen Gegenstandes* sehr unterschiedliche Techniken entwickelt, um empirische Hinweise auf die vermuteten kausalen Beziehungen auf der Ebene der Untersuchungseinheiten zu erhalten. In der Physik und Chemie zum Beispiel, wo in vielen Fällen praktisch eine weitgehende Kontrolle der Untersuchungsbedingungen möglich ist, hat sich das *Laborexperiment* durchgesetzt. Dort können unter plausiblen Konstanzannahmen die Reaktionen von Körpern und Substanzen unter verschiedenen Ausgangsbedingungen kontrolliert beobachtet und verglichen werden. Aus diesen Vergleichen können dann relativ überzeugende Rückschlüsse auf das Vorliegen kausaler Effekte gezogen werden. In anderen Wissenschaften, wie etwa der Agrarwissenschaft, der Medizin, der Biologie oder der Psychologie, in denen bei der Untersuchung einer kausalen Beziehung die Vielzahl anderer Einflußfaktoren in der Regel nicht

unter Kontrolle zu bringen ist, hat sich seit Ronald A. Fisher das *randomisierte Experiment* durchgesetzt. Dabei wird eine größere Zahl von Untersuchungseinheiten zufällig auf unterschiedliche „Behandlungen“ aufgeteilt und damit der Einfluß weiterer Faktoren zumindest „im Durchschnitt“ kontrolliert. Ein „durchschnittlicher“ kausaler Effekt läßt sich dort über die Differenz der Gruppenmittelwerte der abhängigen Variablen für verschiedene experimentelle „Behandlungen“ erschließen. In den Sozialwissenschaften, wo sich Laborexperimente und randomisierte Experimente aus technischen und moralischen Gründen meist verbieten, wird die Forschung durch *Beobachtungsdaten* dominiert. Dabei wird der soziale Prozeß im Feld einfach beobachtet. Die mit Querschnittsdaten arbeitenden Soziologen versuchen dabei durch die statistische Kontrolle von Kovariablen in multivariaten Verfahren wie der Tabellen-, Regressions-, Logit-, Probit-, oder log-linearen Analyse randomisierte Experimente zu simulieren und die partiellen Effekte dieser Modelle als Hinweise auf die vermuteten kausalen Effekte zu interpretieren. Es ist klar, daß sich vom Laborexperiment, über das randomisierte Experiment bis hin zur statistischen Analyse bloßer Beobachtungsdaten die methodische Grundlage der empirischen Überprüfung von Theorien zunehmend verschlechtert. Das heißt, allein aufgrund des spezifischen Gegenstands ist es in den Sozialwissenschaften bereits schwerer als in den meisten anderen Wissenschaften, überzeugende empirische Evidenzen zu präsentieren. Diese Problematik ist aber besonders groß, wenn in den Sozialwissenschaften Querschnittsbeobachtungen verwendet werden. Dies soll an Hand der Bedeutung der Zeit für die empirische Überprüfung von Theorien diskutiert werden.

Die Verwendung von Querschnittsdaten ist in der Regel mit einer Vernachlässigung zeitlicher Aspekte verbunden (Kelly und McGrath 1988:10). Die Zeit ist aber in zweifacher Hinsicht von großer Bedeutung für die erfahrungswissenschaftliche Analyse von Theorien: Zum einen wird durch die Zeit empirisch eine Vorher-Nachher-Beziehung zwischen der Ursache und ihrer Wirkung spezifiziert und zum anderen ist die Zeit selbst, mittelbar oder unmittelbar, ein Faktor, der sowohl für das Handeln der Akteure als auch für die Datenerhebung durch den Wissenschaftler von großer Bedeutung ist (siehe Blossfeld und Rohwer 1995).

Nach der hier vertretenen methodologischen Position sind kausale Vorstellungen im empirischen Anwendungsfall immer mit einer *zeitlichen Ordnung von Ereignissen* verbunden (Kelly und McGrath 1988:16). Diese Ereignisse sind Zustandsveränderungen der unabhängigen Variablen  $X$ , die den Wechsel der kausalen Bedingung erfassen, und der abhängigen Variablen  $Y$ , die eine dadurch ausgelöste Wirkung zum Ausdruck bringt. Wir bezeichnen diese Veränderungen mit  $\Delta X$  und  $\Delta Y$ . Diese Veränderungen müssen zu bestimmten Zeitpunkten stattfinden und haben deswegen einen intrinsischen Bezug zur Zeit. Das ursächliche Er-

eignis  $\Delta X(t)$  muß dabei dem Ereignis  $\Delta Y(t')$ , das als seine Wirkung betrachtet wird, zeitlich vorangehen (d. h.,  $t' > t$ ). Das heißt, die Ursache und ihre Wirkung können als Ereignisse weder zum selben Zeitpunkt eintreten, noch kann das ursächliche Ereignis seiner Wirkung zeitlich folgen. Tritt eine dieser beiden Konstellationen empirisch auf, kann ausgeschlossen werden, daß zwischen den beiden Ereignissen ein kausaler Zusammenhang besteht.

Aus der zeitlichen Ordnung von Ursache- und Wirkungsereignissen ergibt sich logisch ferner, daß zwischen diesen beiden Ereignissen empirisch ein zeitliches Intervall liegen muß. Dieses Intervall kann sehr kurz (z. B. im Bereich von Mikrosekunden) oder auch lang (z. B. mehrere Jahre) sein. Es darf aber weder null sein, noch unendlich groß werden (Kelly und McGrath 1988:18), weil dann empirisch keine kausale Wirkung auftreten würde. Dieser Gedanke führt zu der wichtigen *Konsequenz für die Theoriebildung*, daß jede Ursache Zeit braucht, um überhaupt eine beobachtbare Wirkung hervorzurufen. Bei der Formulierung von Theorien ist es damit nicht ausreichend, nur zu postulieren, daß eine Ursache zu einer bestimmten Wirkung führt, sondern es muß darüber hinaus auch noch genauer spezifiziert werden, wie lange es vom Eintritt der Ursache an dauert, bis eine Wirkung zu verzeichnen ist und wie man sich dieses Intervall erklären kann.

Die Schwierigkeit in den Sozialwissenschaften liegt nun darin, daß die vorliegenden sozialwissenschaftlichen Theorien in der Regel keine oder nur vage Aussagen über dieses Zeitintervall machen. Querschnittsanalysen basieren deswegen meist auf der impliziten und mit diesen Daten nicht überprüfbaren Annahme, daß die Wirkung relativ unmittelbar eintritt. Dies ist jedoch nicht immer zwingend der Fall und in den meisten empirischen Anwendungen wahrscheinlich auch eher selten. Die fehlende theoretische *Spezifizierung der Länge des Intervalls zwischen der Ursache und ihrer Wirkung* führt also zu einem *methodischen Problem*, das mit *Querschnittsdaten nicht befriedigend gelöst werden kann*. Beim gegenwärtigen Stand der Theoriebildung in den Sozialwissenschaften ist es somit ratsam bei der Planung eines empirischen Beobachtungsdesigns darauf zu achten, den zu untersuchenden sozialen Prozeß möglichst kontinuierlich zu beobachten und eine für den Untersuchungsgegenstand ausreichende Länge des Beobachtungsintervalls zu gewährleisten (vgl. Blossfeld und Rohwer 1995). Wird das Beobachtungsintervall für die zu untersuchende kausale Beziehung zu kurz gewählt, so wird man damit empirisch auch keine Wirkung beobachten können. Tritt die Wirkung rasch und nur kurzzeitig auf und liegen beispielsweise die Beobachtungswellen eines Panels für diesen empirischen Zusammenhang zu weit auseinander, dann läßt sich diese Wirkung nicht einmal mit einem mehrwelligen Panel feststellen.

Aber nicht nur das zeitliche Intervall zwischen der Ursache und ihrer Wirkung ist bisher bei der Theoriekonstruktion und empirischen Analyse vernachlässigt

worden. Ein weiteres theoretisches und methodisches Problem betrifft das *zeitbezogene Muster des Verlaufs der Wirkung* selbst. Die meisten sozialwissenschaftlichen Theorien machen keinerlei Angaben über den Effektverlauf in der Zeit. Die Standardvorstellung, auf die auch die meisten Querschnittsuntersuchungen heute meist implizit rekurren, ist die, daß eine Wirkung in der Zeit weitgehend konstant bleibt. Aber auch das dürfte eher nur ein seltener Spezialfall sein. Vieles spricht dafür, daß die soziale Welt komplexer ist. Wirkungen bauen sich häufig in der Zeit langsam auf oder Effekte schwächen sich nicht selten kontinuierlich im Zeitverlauf ab. Viele Effekte steigen zuerst erst an um sich dann, nach einem Höhepunkt, wieder abzuschwächen. Auch oszillierende zeitbezogene Wirkungsmuster sind denkbar, bei denen der Effekt zeitlich immer wieder zu- und abnimmt. Kelly und McGrath (1988:25ff) geben instruktive Beispiele für diese und weitere Effektmuster in der Zeit. Liegen zeitbezogene Wirkungsmuster empirisch vor, dann wird man mit Querschnittsanalysen zu sehr unterschiedlichen Effektstärken kommen, je nachdem, wann die Veränderung der abhängigen Variablen Y gerade betrachtet wird. Das heißt, Widersprüche zwischen verschiedenen empirischen Studien können auch darauf zurückzuführen sein, daß man mit Querschnittsdaten den Effekt nur an verschiedenen Punkten seines Verlaufs beobachtet hat.

Die vielfältigen Kombinationen von zeitlichen Intervallen zwischen den Ursachen und ihren Wirkungen sowie von zeitbezogenen Effektmustern machen deutlich, wie risikoreich es ist, kausale Zusammenhänge mit Querschnittsdaten empirisch zu überprüfen. Auch die einfachste kausale Beziehung (unmittelbarer Eintritt einer dann zeitkonstanten Wirkung) läßt sich adäquat nur dann erfassen, wenn mindestens drei Beobachtungspunkte auf der Ebene der individuellen Untersuchungsobjekte vorliegen (siehe dazu Blossfeld und Rohwer 1995). Aber selbst dieser Idealfall würde die exakte theoretische Kenntnis dieser Ursache-Wirkungsbeziehung in der Zeit voraussetzen. Da diese Kenntnis beim gegenwärtigen Stand sozialwissenschaftlicher Theorieentwicklung aber meist nicht vorliegt, sind dem Wissenschaftler möglichst kontinuierliche Beobachtungen des Prozeßverlaufs zu empfehlen. Beziehungsweise dort, wo nur diskrete Messungen (wie etwa bei der Erhebung von Einstellungen, Motivationen etc.) methodisch sinnvoll erscheinen oder überhaupt die einzige Möglichkeit sind, sollten die Intervalle zwischen den Beobachtungspunkten klein gewählt werden. In der Forschung gewinnen deswegen heute Panelerhebungen, die mit einer kontinuierlichen Erhebung von Prozessen durch retrospektive Interviews gekoppelt werden, wie etwa das Sozio-ökonomische Panel, zunehmend an Bedeutung.

Entscheidend für unsere Argumentation ist hier aber, daß bei der Arbeit mit Querschnittsdaten außerordentlich restriktive Annahmen über die kausalen Beziehung gemacht werden müssen, die mit diesem Datentypus nicht zu überprüfen

sind.

### 3 Querschnittsbeobachtungen von kausalen Systemen im Gleichgewicht

Wie Coleman (1981) gezeigt hat, wird bei Querschnittsanalysen – meist implizit – die Annahme gemacht, daß sich das zu untersuchende kausale System in einem Gleichgewicht befindet. Das heißt zunächst, daß die kausalen Beziehungen des Systems in der Zeit weitgehend unveränderlich sind. Die Stabilität kausaler Zusammenhänge wird von vielen Autoren auch als eine wichtige Eigenschaft von Kausalität an sich herausgestellt. Aber es muß sich dabei natürlich nicht unbedingt um „ewige Gesetze“ handeln. Gerade in den Sozialwissenschaften ist die Vorstellung von „zeitlosen Gesetzen“ eher problematisch. Viele Zusammenhänge der sozialen Welt basieren vielmehr auf systematischen Mustern oder sozialen Regelmäßigkeiten, die sich historisch ändern und gerade in modernen Gesellschaften beständig im Fluß sind. Das Gleichgewicht eines kausalen Systems bedeutet aber auch, daß die individuellen Untersuchungseinheiten zwischen verschiedenen Zuständen wechseln können, ohne daß sich die Verteilung der Aggregate über die Zeit wandelt (Coleman 1964: 109).

Wird die für Querschnittsanalysen nötige und nicht zu überprüfende Annahme getroffen, daß es keine Veränderungen in den kausalen Beziehungen des Systems über die Zeit gibt, so ergeben sich Probleme bezüglich der Interpretation von Analyseergebnissen. *Denn bei einem Querschnitt wird nur das Resultat eines Prozesses beobachtet, nicht aber die Mechanismen, also die Prozesse, die das vorliegende Resultat generieren.* Aus diesem Grund wird bei der kausalen Analyse von Querschnittsdaten die *kausale Ordnung zwischen zwei oder mehr Variablen und der Übergangsrichtung in der abhängigen Variable im Vorfeld theoretisch festgelegt und ihre Beziehung in einem kausalen Sinn interpretiert* (Andreß et al. 1997: 182). Da ferner kausale Vorstellungen im empirischen Anwendungsfall immer mit einer zeitlichen Ordnung von Ereignissen (Zustandsveränderungen) verbunden sind, sind Übergänge im Querschnittsanalysen zumindest implizit enthalten.

Eine kausale Erklärung setzt ein Verständnis und die Kenntnis der Prozesse voraus, die die Daten generieren (Cox und Wermuth 1996: 57). Im Querschnitt wird bei einer binären abhängigen Variable aber nur das Resultat zweier Übergänge (unter der Voraussetzung, daß zwischen beiden Zuständen in der abhängigen Variable gewechselt werden kann) analysiert, während im Längsschnitt mit ereignisanalytischen Methoden die einzelnen Übergänge selbst analysiert werden können.

Bei einem Prozeß, in dem nur zwei Zustände eingenommen werden können, z.B. erwerbstätig und nicht erwerbstätig, stellen die geschätzten Parameter für die unabhängigen Variablen in einer Querschnittsanalyse nur den Nettoeffekt zwischen den Einflüssen auf beide möglichen Wechsel im abhängigen Prozeß dar (unter der Voraussetzung, daß Wechsel zwischen beiden Zuständen möglich sind). Zur näheren Veranschaulichung kann ein Einfluß einer unabhängigen Variablen  $X$  auf einen abhängigen Prozeß  $Y$  vorgestellt werden, wobei  $X$  den Wechsel zwischen beiden Zuständen des abhängigen Prozesses in beiden Richtungen positiv beeinflusst (vgl. Abbildung 1). In einem Logitmodell mit Querschnittsdaten als Grundlage würde der Koeffizient der Variable  $X$  für den geschätzten Effekt auf die abhängige Variable  $Y$  nur die Differenz in dem Einfluß auf beide möglichen Wechsel zwischen den Zuständen wiedergeben. D.h. der Effekt des Koeffizienten für  $X$  in einer Analyse wäre nahe Null und nicht signifikant, wenn die Einflüsse auf beide möglichen Wechsel im abhängigen Prozeß in etwa gleich stark wären und die beiden Einflüsse sich gegenseitig aufheben.

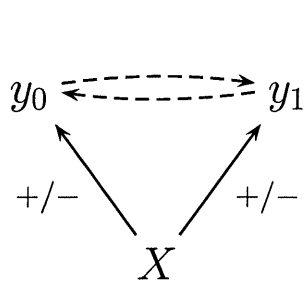


Abbildung 1: Einflüsse auf Übergänge

Es gibt im Falle eines nicht signifikanten bzw. keines Effektes auf den abhängigen Prozeß also zwei mögliche Interpretationen, von denen jedoch keine verifiziert werden kann: erstens können Effekte vorliegen, die sich gegenseitig aufheben; zweitens ist es vorstellbar, daß kein Einfluß vorliegt. Es liegt nahe, sich für die zweite Interpretationsvariante zu entscheiden, zumal die erste Interpretationsvariante nach einer theoretischen Begründung für ein gegenseitiges Aufheben der Effekte verlangt und damit offensichtlicher auf Probleme der Analyse von Querschnitten verweist.

In Tabelle 1 sind sämtliche Möglichkeiten der zugrunde liegenden Einflüsse von  $X$  auf die Wahrscheinlichkeit, daß in der abhängigen Variable der Zustand 1 eingenommen wird, aufgelistet. Die Tabelle ist folgendermaßen zu lesen: Hat der geschätzte Koeffizient von  $X$  für den Einfluß auf die Wahrscheinlichkeit, in der abhängigen Variablen den Zustand 1 einzunehmen z.B. in einem Logitmodell (Querschnitt) ein positives Vorzeichen (+), dann kann eine Erklärung dieses Resultats die sein (Längsschnitt), daß  $X$  die Wahrscheinlichkeit, den Zustand  $Y = 1$  einzunehmen, erhöht (+), also den Übergang  $y_0 \rightarrow y_1$  zu vollziehen, dieser Einfluß aber größer ist (und

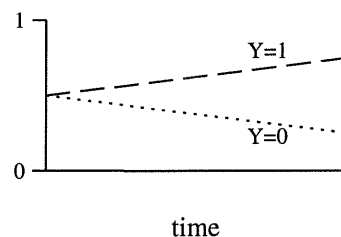


Abbildung 2: theoretische Verteilung für Modelle 1 bis 5

Tabelle 1: Nettoeffekte und zugrunde liegende Einflußmöglichkeiten

Querschnitt $P(Y = 1 X)^a$	Längsschnitt Übergänge			Modell
	$y_0 \rightarrow y_1$		$y_1 \rightarrow y_0$	
+	+	>	+	1
+	+	>	-	2
+	+	>	0	3
+	-	>	-	4
+	0	>	-	5
0	+	=	+	6
0	-	=	-	7
0	0	=	0	8
-	+	<	+	9
-	-	<	-	10
-	0	<	+	11
-	-	<	+	12
-	-	<	0	13

$$^a P(Y = 1|X) = (y_0 \rightarrow y_1) - (y_1 \rightarrow y_0)$$

damit mehr Übergänge verursacht '>') als der positive Einfluß (+), den  $X$  auf die Wahrscheinlichkeit ausübt, den Zustand  $Y = 0$  einzunehmen, also den Übergang  $y_1 \rightarrow y_0$  zu vollziehen. In Abbildung 2 ist das Problem noch einmal graphisch verdeutlicht. Hier ist zu sehen, daß sich die Verteilung aufgrund eines Mechanismus, wie er den Modellen 1 bis 5 aus Tabelle 1 entsprechen könnte, über die Zeit verändert, und so in einer Schätzung Effekte produzieren wird, die nicht mit den zugrundeliegenden Prozessen oder Mechanismen übereinstimmen müssen.

Die Koeffizienten können bei einer Analyse von Querschnittsdaten also auf mehrere Ursachen zurückzuführen sein. Bei gängigen Interpretationen wird das Vorzeichen des geschätzten Parameters oftmals aufgrund der theoretischen Festlegung der kausalen Beziehung im Vorfeld mit dem Einfluß auf einen Übergang gleichgesetzt und entsprechend interpretiert. Die Existenz des komplementären Übergangs (im binären Fall) und die sich daraus ergebenden Konsequenzen werden dabei völlig außer acht gelassen. Damit können Theorien durch Querschnittsanalysen empirisch nicht überprüft werden, da die Kausalitätsrichtung zwischen erklärenden Variablen und der Übergangsrichtung in der abhängigen Variable a priori festgelegt werden muß und die dem Analyseergebnis zugrundeliegenden Prozesse unbekannt bleiben.

Aufgrund der fehlenden Möglichkeit, eine zeitliche Ordnung zwischen Variablen herstellen zu können, muß bei der empirischen Überprüfung von Theorien anhand von Querschnittsanalysen die Annahme getroffen werden, zwischen abhängiger und unabhängigen Variablen bestünde ein eindeutiger und nur in eine Richtung weisender Zusammenhang. Dieses dürfte in der sozialen Welt eher die Ausnahme als die Regel sein. Demographische Studien haben beispielsweise gezeigt, daß die erste Heirat und die erste Mutterschaft eng miteinander in Beziehung stehen (Blossfeld und Huinink 1991). Ist von Interesse, wie der Effekt der ersten Schwangerschaft auf die Heiratsneigung ist oder wie die Neigung, schwanger zu werden, durch eine Heirat beeinflußt wird, so können bei einem Querschnittsdesign die Effekte nicht voneinander getrennt werden. In einer Querschnittsanalyse müssen daher selbst Effekte für einen beidseitigen Einfluß geschätzt werden, wenn nur ein einseitiger vorliegt. Desweiteren wird bei einer unterschiedlich starken gegenseitigen Beeinflussung zweier Prozesse der tatsächliche Effekt über- oder unterschätzt.

Seit ihren Anfängen wird in der Soziologie versucht, sozialen Wandel zu erklären und zu verstehen. Sozialer Wandel ist auf verschiedenen Ebenen der Gesellschaft zu beobachten, insbesondere auf der Mikroebene, also den Lebensverläufen von Individuen (Weymann 1998). Er ist ferner eine Grundvoraussetzung für die Reproduktion von Gesellschaft (Sztompka 1993). Die Identifizierung von sozialem Wandel, im besonderen auf der Ebene von Individuen, erfolgt über die Differenzierung von Kohorten (Ryder 1965). Querschnittsdaten bieten aber nicht die Möglichkeit, zwischen Alters- und Kohorteneffekten zu unterscheiden (Tuma und Hannan 1984).

Liegen bei einem Querschnittsdatensatz mehrere Alters- bzw. Geburtsgruppen vor, so kann das eine unter Zuhilfenahme des Interviewzeitpunktes aus dem anderen berechnet werden. Eine Trennung beider Effekte in einer multivariaten Analyse ist daher nicht möglich und ein Alterseffekt ist immer ein Nettoeffekt aus Alter und Kohortenzugehörigkeit und vice versa. Da die Zusammensetzung des Nettoeffekts nicht bekannt ist, ist eine inhaltliche Interpretation dieses Effekts nicht möglich, was eine Identifizierung sozialen Wandels unmöglich macht.

Ähnliches trifft auf Periodeneffekte zu, welche sich bei einem Querschnitt ebenfalls nicht berücksichtigen lassen. Zwar vollziehen sich jegliche soziale Prozesse unter spezifischen historischen Umständen, doch fehlt der Vergleich mit anderen historischen Perioden, um mögliche Effekte herausrechnen zu können (Ryder 1965). Individuen handeln unter Berücksichtigung der sozialen Situation, die ihnen bestimmte Möglichkeiten eröffnet und sie in anderer Hinsicht einschränkt. Dieses kann z.B. über die Struktur des Heirats- (Blossfeld und Timm 1997) oder Arbeitsmarktes (DiPrete, DeGraaf, Luijkx, Tählin, Blossfeld 1997) geschehen.



Die soziale Situation, unter der die Akteure ihre Handlungen planen, kann nicht nur die abhängige, sondern auch die unabhängigen Variablen beeinflussen.

Parallele und interdependente Prozesse gewinnen in der sozialwissenschaftlichen Theoriebildung zunehmend an Bedeutung. Besonders die These, daß Familien beziehungsweise Haushalte und nicht Individuen die grundlegenden Einheiten des Systems sozialer Ungleichheit sind, bildet den Kern neuerer empirischer Untersuchungen. Diese Sichtweise resultiert aus der Einsicht, daß die Möglichkeiten und Beschränkungen, mit denen sich Individuen konfrontiert sehen, sich auch aus den relativen Positionen gegenüber anderen Personen in verschiedenen Lebensbereichen ergeben (Elder 1991). Eine Veränderung in dem Kontext einer Gruppe kann deshalb auch die abhängige Variable beeinflussen. Solche Veränderungen können sich auf verschiedenen Ebenen vollziehen, z.B. der Mikro-, Meso- und Makroebene. Querschnittsdaten bieten aber nicht die Möglichkeit, die Einflüsse von Prozessen verschiedener Ebenen auf die abhängige Variable angemessen zu untersuchen (Mayer und Tuma 1990), da im Querschnitt keine Prozesse, sondern nur Zustände beobachtet werden können.

Schließlich ist noch anzuführen, daß multivariate Analysen basierend auf Querschnittsdaten häufig die Tendenz haben, die Bedeutung erklärender Variablen zu überschätzen (Davies 1987). Der Grund dafür ist darin zu suchen, daß Querschnittsanalysen nicht erklären können, wie eine Veränderung in einer erklärenden Variable eine Veränderung in der abhängigen Variable bewirkt. Wenn angenommen wird, daß die Realisation der abhängigen Variable zum Zeitpunkt *t* auch abhängig ist von ihren Realisationen zu den Zeitpunkten davor und wenn beide Realisationen im gleichen Maße von erklärenden Variablen beeinflußt werden, so müssen bei einer Querschnittsanalyse die Effekte der unabhängigen Variable auf die abhängige überschätzt werden, da sie auch den Einfluß auf die vergangenen Realisationen der zu erklärenden Variable beinhalten.

Zusammenfassend ist zu sagen, daß die Ergebnisse von multivariaten Analysen basierend auf Querschnittsdaten nicht eindeutig zu interpretieren sind, da nur Nettoeffekte der Einflüsse erklärender Variablen auf beide Übergänge des abhängigen Prozesses geschätzt werden können, deren Zusammensetzung unbekannt ist.

## **4 Selektionsprobleme: Akteure ohne Vergangenheit**

Soziologische Forschung basiert primär auf nicht-experimentellen Daten, d.h. es werden soziale Prozesse beobachtet, die hoch selektiv sein können. Mögliche Se-

lektionen sind dabei eng mit der Geschichte der Analyseeinheiten verknüpft. Dies unberücksichtigt zu lassen, würde bedeuten, die Analyseeinheiten als geschichtslos zu behandeln, was aufgrund der Informationslage bei einem Querschnitt als Voraussetzung für eine Analyse akzeptiert werden muß. Andererseits beinhalten die Theorien, welche empirisch überprüft werden sollen, normalerweise eine zeitliche Dimension und behandeln Analyseeinheiten damit nicht geschichtslos. Diese Unvereinbarkeit wird dadurch scheinbar gelöst, in dem die Ergebnisse der empirischen Untersuchung im Querschnitt mit einer Längsschnittperspektive interpretiert werden und dadurch die Analyseeinheiten nicht mehr als geschichtslos erscheinen. Bekannte Resultate dieses Vorgehens sind Fehlschlüsse, die sich ergeben, wenn angenommen wird, Individuen würden sich ähnlich verhalten, wenn sie erst ein entsprechendes Alter erreicht hätten oder sich in einer bestimmten Phase in ihrem Lebensverlauf befänden.

Beobachtungen einzelner Bereiche der sozialen Welt sind immer selektiv. Die fehlende Möglichkeit, Selektionsmechanismen in Analysen basierend auf Querschnittsdaten zu berücksichtigen, hat gravierende Auswirkungen auf die Ergebnisse und den aus ihnen gezogenen Schlußfolgerungen. Lieberson (1985) macht dieses Problem in einer Studie deutlich, die den Einfluß des Schultyps (öffentlich, privat) auf das Abschneiden bei einem Test untersucht, wobei er drei Arten nicht zufälliger Prozesse unterscheidet: (1) Es gibt eine Selbstselektivität, in der sich die Untersuchungseinheiten durch eine Wahlhandlung selbst einem bestimmten Zustand zuordnen, hier die Wahl eine bestimmte Schule zu besuchen. (2) Es gibt eine Selektion durch Zuordnung, welche durch die unabhängige Variable selbst erfolgt, und der bestimmte Populationen in unterschiedlichem Maße ausgesetzt sein können, hier die bevorzugte Aufnahme bestimmter Schüler durch eine Schule. (3) Es kann ebenso zu einer Selektion durch Kräfte kommen, die außerhalb des zu untersuchenden Systems liegen und nicht beobachtbar und/oder meßbar sind. Nur Längsschnittsdaten erlauben zumindest den Umgang mit den ersten beiden Selektionsprozessen.

Ein Selektionsproblem resultiert aus dem Beobachtungsdesign selbst. Analyseeinheiten mit einer besonders langen Verweildauer in einem Zustand werden bei einer Querschnittsdatenerhebung eher in diesem Zustand anzutreffen sein. Das Problem der Verweildauerabhängigkeit hat besonders bei Deskriptionen gravierende Auswirkungen. Eine multivariate Analyse kann problematisch werden, wenn auf die einzelnen Übergänge jeweils andere Variablen einen Einfluß haben. Beispielsweise werden andere Variablen für den Übergang in den Bezug von Sozialhilfe verantwortlich sein als für den Austritt aus ihm heraus. So werden bei einer Querschnittsbetrachtung die Personen überrepräsentiert sein, die hohe Eintrittschancen, aber nur geringe Austrittschancen aus der Sozialhilfe aufweisen.

Was analysiert wird, ist also eine selektive Population in bezug auf die abhängige Variable, und es wird der Eindruck entstehen, der Bezug von Sozialhilfe sei in den meisten Fällen langfristiger Natur und besonders sei eine stark benachteiligte Gruppe dem Risiko ausgesetzt, sie in Anspruch nehmen zu müssen. Da in Querschnittsanalysen der Einfluß unabhängiger Variablen auf die abhängige Variable normalerweise mit dem Einfluß auf einen der beiden Übergänge erklärt wird, würden in unserem Beispiel damit Effekte unter- oder überschätzt werden und Einflüsse, die nur bezüglich des Austritts aus der Sozialhilfe bestehen, auch dem Eintritt in die Sozialhilfe zugeschrieben werden und umgekehrt.

Ein Charakteristikum von Querschnittsdaten ist die fehlende oder sehr begrenzte Information über die Vergangenheit, also die Geschichte von Analyse-einheiten. Der Lebensverlauf beinhaltet komplexe und kumulative zeitbezogene Abschnitte, die zu Selektionen führen können (Mayer 1991; Mayer und Müller 1986). Die Wahrscheinlichkeit ist daher bei einer Querschnittserhebung sehr groß, daß bestimmte Individuen einen spezifischen Zustand eingenommen haben (oder umgekehrt, daß sie ihn nicht eingenommen haben). Die Lebensverlaufforschung hat gezeigt, daß die Vergangenheit wesentlich zur Erklärung der Gegenwart beiträgt (Mayer 1990). Eine in der Vergangenheit abgebrochene Lehre kann sich beispielsweise später im Lebensverlauf aufgrund einer veränderten ökonomischen Situation dauerhaft nachteilig auf die Erwerbschancen auswirken. Zwar enthalten Querschnittsdatensätze oftmals Informationen über vergangene Ereignisse, die als Proxy-Variablen verwendet werden können oder Aufschluß über die Beziehung – vor allen Dingen zeitlicher Art – zwischen Prozessen geben. Trotzdem ist es nicht möglich, den in der Vergangenheit arbeitenden zeitbezogenen Selektionseffekt zurückzuverfolgen, da genaue zeitbezogene Informationen nicht in ausreichendem Maße zu Verfügung stehen. Selbst bei ausreichender zeitbezogener Information kann unter Verwendung von Methoden zur Analyse von Querschnittsdaten der in der Vergangenheit arbeitende Selektionsprozeß nicht nachgezeichnet werden, da sonst von der Vergangenheit auf die Zukunft konditioniert werden würde. Mit anderen Worten: Vor dem Hintergrund des Wissens um den eingenommenen Zustand in der Gegenwart, also um das Resultat, würde der Verlauf des Selektionsprozesses nachgezeichnet. Dieses kann nur unter Annahmen und auf eine idealtypische Weise erfolgen. Wie der Prozeß in der Vergangenheit aber tatsächlich verlaufen ist, und daß er vielleicht nicht so eindeutig und annähernd determiniert wirkt, bliebe im Dunkeln.

Die Verwendung von Querschnittsdaten zur empirischen Überprüfung von Theorien ist des weiteren problematisch, da die Veränderungsrate in einem System oftmals sehr variabel über die Zeit ist. Die Eintritte in und die Austritte aus einem Zustand sind bei Individuen meistens abhängig davon, in welcher Pha-

se des Lebensverlaufs sie sich gerade befinden, welcher Kohorte sie angehören, in welcher historischen Periode sie sich befinden und welche Zustände bereits eingenommen worden sind. In bezug auf bereits eingenommene Zustände kann der Zusammenhang zwischen der Scheidungsneigung von Frauen und ihrer Erwerbsbeteiligung als ein exemplarisches Beispiel dienen. In amtlichen Statistiken oder in multivariaten Analysen basierend auf Querschnittsdaten wurde ein Zusammenhang zwischen der Erwerbstätigkeit von Frauen und der Stabilität von Ehen nachgewiesen. Nach der Neuen Haushaltsökonomie (Becker 1993) ist anzunehmen, daß durch die verstärkte Erwerbsbeteiligung von Frauen das Maß und damit auch die beidseitigen Vorteile geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung innerhalb des Haushalts abnehmen und die Wahrscheinlichkeit einer Scheidung damit zunimmt. Auf einem aggregierten Niveau, welches sich normalerweise auf Querschnittsdaten bezieht, ist es aber nicht eindeutig, ob bereits geschiedene Frauen erwerbstätig sind, weil sie die eheliche Gemeinschaft mit ihrem Partner aufgelöst haben, oder ob ihre Erwerbstätigkeit erst zu der Scheidung geführt hat. Es fehlt hier ganz einfach eine zeitliche Ordnung zwischen beiden Prozessen, um kausale Annahmen überprüfen zu können. Des weiteren ist es durchaus denkbar, daß Frauen, wenn sie eine Scheidung planen oder für absehbar/wahrscheinlich halten, auch verstärkt erwerbstätig sein werden, um ein gewisses Maß an Unabhängigkeit gegenüber ihrem Ehemann zu erlangen (Greene und Quester 1982).

Querschnittsdaten erweisen sich für die empirische Überprüfung von Theorien als wenig geeignet, da Selektionsprozesse, durch die Individuen bestimmten Zuständen zugeordnet werden, unberücksichtigt bleiben müssen, was gravierende Auswirkungen auf die Analyseergebnisse und den aus ihnen gezogenen Schlußfolgerungen haben wird.

## **5 Ein Beispiel**

In dem nun folgenden Beispiel wird eine qualitative abhängige Variable mit Hilfe eines Logitmodells auf der Grundlage von Querschnittsdaten kausal untersucht. Zunächst werden Modelle aus Tabelle 1 überprüft und danach der Fall sich gegenseitig beeinflussender Prozesse.

Sollen methodische Fragestellungen anhand realer Daten überprüft werden, so stellen sich zwei Schwierigkeiten: Zum einen erfordert die Aufbereitung der auserwählten Daten oftmals einen unverhältnismäßig großen Aufwand, zum anderen sind reale Daten meistens nicht so idealtypisch wie das dargestellte Problem. Aus diesen Gründen bietet sich gerade für methodische Fragestellungen die Generierung von Daten anhand einer Simulation an. Spezifische Quantitäten und bestimmte Eigenschaften des Samples lassen sich so genauestens festlegen.

Da bei der Analyse sozialen Handelns weniger seine Determiniertheit als vielmehr seine Regelmäßigkeit vorausgesetzt werden sollte, empfiehlt sich die Generierung von *Zufallszahlen* anhand derer sich für jede Analyseeinheit eine gewisse Wahrscheinlichkeit festlegen läßt, bestimmte Eigenschaften anzunehmen. Um für die Analyse eines Querschnittes Daten zu generieren, ist es ferner angemessener, Längsschnittdaten, also *Prozesse zu generieren*, um dem zeitlichen Aspekt von Kausalität in der Simulation Rechnung tragen zu können.

Der für die Simulation verwendete Zufallszahlengenerator ist die in TDA 6.2 (Rohwer und Pötter 1998) implementierte `rand1()`-Routine, welche auf dem Algorithmus 266 von Pike und Hill (1965) basiert und für 32-bit Rechnerarchitekturen optimiert wurde. Zunächst einmal mag es befremdlich erscheinen, mit einem Computer, der präzise und deterministischsten aller Maschinen Zufallszahlen zu generieren. Ein Programm wird immer etwas Vorhersagbares produzieren, aber nichts Zufälliges. Das *Zufällige* an Zufallszahlen besteht nun darin, daß innerhalb eines Intervalls das Auftreten jeder Zufallszahl gleich wahrscheinlich ist (Zufallszahlen basierend auf bestimmten Verteilungen ausgenommen) und aufeinander folgende Zufallszahlen *kein Muster* aufweisen.

Die für die Analysen verwendete Methode ist die binäre Logitanalyse. Die Schätzung der Effektstärken im Logit-Modell beruht auf dem Maximum-Likelihood-Schätzverfahren. Zentraler Kern der Logitanalyse ist die Vorstellung, daß es eine wahre Wahrscheinlichkeit  $P$  für die Ereignisse  $Y = 1$  und  $Y = 0$  gibt, die eine Funktion  $F(\cdot)$  von verschiedenen Einflußvariablen  $X_k$  mit dazugehörigen Einflußparametern  $\beta_k$  darstellt (vgl. Aldrich und Nelson 1984: 41). Die logistische Verteilungsfunktion ist definiert als:

$$F(x) = \frac{\exp(x)}{1 + \exp(x)}. \quad (1)$$

Damit kann das Modell für die abhängige Variable spezifiziert werden:

$$F(Y = 1|X_k) = \frac{\exp(\beta_0 + \sum_k x_k \beta_k)}{1 + \exp(\beta_0 + \sum_k x_k \beta_k)}. \quad (2)$$

Beispiele aus Tabelle 1 sollen anhand einer Simulation überprüft werden. Dazu wird ein Datensatz generiert, in dem 100000 Analyseeinheiten enthalten sind. Es wird begonnen jede Einheit zwischen den Zeitpunkten  $1 < t_1 \leq 1200$  zu beobachten. Die Einheiten werden dabei zufällig über diesen Zeitraum verteilt. Ferner nimmt jede Einheit einen von zwei Zuständen (0,1) in der Variable  $Y$  zum Zeitpunkt  $t_1$  ein. Die Verteilung ist dabei zufällig. Es existiert ferner eine metrische Variable  $X$ , welche unabhängig von  $Y_{t_1}$  ist und Werte zwischen 0 und 1 annehmen kann. Zum Zeitpunkt  $t_1 + 1 < t_2 \leq t_1 + 240$  (zufällige Verteilung im Intervall) wird

jede Einheit dann dem Risiko ausgesetzt, einen Übergang in der Variable  $Y$  zu vollziehen. Die Beobachtung wird dann bis zum Zeitpunkt  $t_2 + 1 < t_3 \leq t_2 + 240$  fortgesetzt. Der Beobachtungszeitraum für jede Analyseeinheit beträgt damit maximal 480 Zeiteinheiten.<sup>1</sup>

Als Beispiele dienen die Modelle 4 und 11 aus Tabelle 1. Für das Modell 4 ist der Übergang für jede Analyseeinheit abhängig von  $X$ . Je kleiner der Wert von  $X$  ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit einen Übergang in  $Y$  zu vollziehen. Bei kleinerem  $X$  soll der Übergang für  $y_0 \rightarrow y_1$  aber wahrscheinlicher sein, als für den Übergang  $y_1 \rightarrow y_0$ . Für das Modell 11 soll kein Zusammenhang bestehen zwischen der Größe von  $X$  und dem Übergang  $y_0 \rightarrow y_1$ . Es soll aber ein positiver Zusammenhang bestehen zwischen der Größe von  $X$  und dem Übergang  $y_1 \rightarrow y_0$ . Für die multivariaten Querschnittsanalysen wurde der Zeitpunkt  $t = 600$  gewählt, der die Mitte des Fensters für den Beginn der Beobachtung der Analyseeinheiten darstellt.

Modell 4 (Tabelle 2) zeigt eines von mehreren Problemen auf, wenn der in einem Logitmodell geschätzte Parameter mit dem Einfluß auf den Übergang  $y_0 \rightarrow y_1$  gleichgesetzt und entsprechend interpretiert wird. Geschätzt wird ein positiver Effekt von  $X$  auf  $P(Y = 1)$ . Den Daten zugrunde liegend hat  $X$  aber einen negativen Effekt auf den Übergang  $y_0 \rightarrow y_1$  (vgl. Tabelle 1). Nur mit dem Zusammenspiel des Einflusses von  $X$  auf den komplementären Übergang wird schließlich ein positiver Effekt geschätzt, eben ein Nettoeffekt.

Modell 11 zeigt einen vergleichbaren Fall auf. Wiederum liegt als Resultat ein Nettoeffekt vor, dessen Standardinterpretation (der Einfluß von  $X$  auf  $P(Y = 1)$ ) ist gleich dem Einfluß von  $X$  auf den Übergang  $y_0 \rightarrow y_1$  dem realen Prozeßverlauf, wie er den Daten zugrunde liegt, nicht entspricht. Auf den Übergang  $y_0 \rightarrow y_1$  hat  $X$  keinen Einfluß, auf den komplementären jedoch einen positiven. Daraus ergibt sich in diesem Beispiel ein geschätzter negativer Nettoeffekt. Es ist darauf hinzuweisen, daß die Ergebnisse für die anderen Zeitpunkte nicht wesentlich von den hier vorgestellten Ergebnissen abweichen. Werden die übrigen Modelle betrachtet, so zeigt sich, daß die Schätzergebnisse mit den Prognosen aus Tabelle 1 übereinstimmen; und dies obwohl bei einigen dieser Modelle aufgrund der Ver-

<sup>1</sup>Die Funktionsweise dieser Simulation soll an einer Analyseeinheit verdeutlicht werden. Zu einem Zeitpunkt, der zwischen 1 und 1201 liegt, wird begonnen die Analyseeinheit zu beobachten (z.B. zum Zeitpunkt  $t = 300$ ). In der Variable  $Y$  nimmt diese Analyseeinheit entweder den Wert 1 oder 0 an (z.B. 1) und in der Variable  $X$  einen Wert zwischen 0 und 1 (z.B. 0.78). Zu einem zweiten Zeitpunkt, der zwischen 1 und 241 Zeitpunkte nach der ersten Beobachtung liegt (z.B.  $t = 300 + 150$ ), wird diese Analyseeinheit dem Risiko ausgesetzt, einen Übergang in  $Y$  zu vollziehen (von  $Y = 1$  nach  $Y = 0$  zu wechseln). Die Wahrscheinlichkeit eines Wechsels ist abhängig von  $X$ . Die Beobachtung wird 1 bis 241 Zeiteinheiten fortgeführt (z.B. bis  $t = 300 + 150 + 67$ ), unabhängig davon, ob nun tatsächlich ein Übergang stattfand oder nicht.

Tabelle 2: Logit-Modelle für die Modelle 1 bis 13 aus Tabelle 1 für den Zeitpunkt  $t = 600$  (jeweils 19994 Fälle)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Interzept	-0.5614**	-1.0429**	-0.5570**	0.0049	-0.4910**
$X$	0.4376**	2.0935**	1.0822**	0.9891**	0.9737**
Pct. $Y = 1$	41.55	50.14	49.63	62.02	49.92

	Modell 6	Modell 7	Modell 8	Modell 9	Modell 10
Interzept	-0.0499	-0.0180	-0.0443	0.5752**	-0.1660**
$X$	0.0612	0.0474	0.0421	-0.4239**	-0.4571**
Pct. $Y = 1$	49.52	50.15	49.42	58.94	40.29

	Modell 11	Modell 12	Modell 13
Interzept	0.4599**	0.9654**	0.4270**
$X$	-0.9748**	-1.9676**	-0.8813**
Pct. $Y = 1$	49.3	49.53	49.64

Signifikanz: \*\* $p < 0.01$ ; \* $p < 0.05$ 

Daten: simuliert

teilung in der abhängigen Variable gesagt werden könnte, der zugrundeliegende Prozeß befände sich im Aggregatgleichgewicht.

Diese doch sehr einfachen Beispiele anhand monokausaler Beziehungen zwischen zwei Prozessen, wobei sämtliche anderen Querschnittsproblematiken kontrolliert werden konnten, verdeutlichen die Schwierigkeit, Analyseergebnisse basierend auf Querschnittsdaten interpretieren zu wollen. Die Schlußfolgerung, die sich daraus ergibt, ist die Unmöglichkeit der Überprüfung kausaler Aussagen – und damit auch die empirische Überprüfung von Theorien – anhand von Analysen basierend auf Querschnittsdaten. Es kann bei einer Erhebung im Querschnitt immer nur das Resultat beobachtet werden, nicht aber die Prozesse, welche das vorliegende Resultat generieren. Deshalb muß ein Erklärungsanspruch zu(un)gunsten einer reinen Deskription aufgegeben werden. Multivariate Analysen können in diesem Zusammenhang aber als ein Mittel zur Darstellung komplexerer Deskriptionen verstanden werden, da sie – wenn auch mit Annahmen über die Form des Zusammenhangs – die Komplexität kombinierter Verteilungen reduzieren helfen.

Das nun folgende Beispiel, welches die Problematik der Analyse interdependenter Prozesse verdeutlichen soll, bezieht sich wiederum auf den Zeitpunkt  $t =$

600. Zum ersten Zeitpunkt ( $1 < t_1 \leq 1200$ ) nehmen die Analyseeinheiten sowohl in der Variable  $Y_1$  als auch in der Variable  $Y_2$  den Zustand Null ein. Ein Übergang in einem der beiden Prozesse kann nur in eine Richtung erfolgen (von Null nach Eins).<sup>2</sup> Es existiert ferner eine zeitkonstante Variable  $X$ , welche Werte zwischen 1 und 0 annehmen kann (zufällige Verteilung).

Zu einem zweiten Zeitpunkt ( $t_1 + 1 < t_2 \leq t_1 + 240$ ) werden die Analyseeinheiten dem Risiko eines Übergangs in einem der beiden Prozesse ausgesetzt. Die Wahrscheinlichkeit, in  $Y_1$  einen Übergang zu vollziehen, soll 0.5 betragen. Für einen Übergang in Variable  $Y_2$  soll die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs hingegen nur 0.125 betragen.<sup>3</sup>  $X$  hat keinen Einfluß auf die Übergänge.

Zum einem dritten Zeitpunkt ( $t_2 + 1 < t_3 \leq t_2 + 240$ ) steigt die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs in  $Y_1$  auf 0.75 an, wenn die betreffende Analyseeinheit einen Übergang in  $Y_2$  zum Zeitpunkt  $t_2$  vollzogen hat. Wurde zu  $t_2$  kein Übergang vollzogen, dann bleibt eine Übergangswahrscheinlichkeit von 0.5 bestehen.<sup>4</sup>

Für die Übergangswahrscheinlichkeit in  $Y_2$  zum Zeitpunkt  $t_3$  bestehen zwei Varianten, die erste realisiert in Modell 1 und die zweite in Modell 2. In Modell 2 beträgt die Übergangswahrscheinlichkeit weiterhin 0.125. Die Übergangswahrscheinlichkeit erhöht oder verringert sich also nicht, wenn zum Zeitpunkt  $t_2$  ein Übergang in  $Y_1$  stattfand ( $Y_2$  ist unabhängig von  $Y_1$ ).<sup>5</sup> In Modell 1 dagegen erhöht sich in solch einem Falle die Übergangswahrscheinlichkeit auf 0.375.<sup>6</sup> Die Beobachtung wurde bis zum Zeitpunkt  $t_3 + 1 < t_4 \leq t_3 + 240$  (zufällige Verteilung im Intervall) fortgesetzt. Es wurde jeweils ein Logitmodell, wiederum zum Zeitpunkt  $t = 600$ , für  $Y_1$  und  $Y_2$  als abhängiger Variable berechnet, wobei die Ergebnisse zu anderen Zeitpunkten nicht substantiell abweichen.

In Tabelle 3 sind die Ergebnisse der Logitmodelle basierend auf den durch die Simulationen hervorgegangenen Daten abgetragen. In Modell 1 haben  $Y_1$  und  $Y_2$  die gleichen geschätzten Effektstärken auf die jeweils andere abhängige Variable (1.4035 und 1.4035), obwohl den Daten eine unterschiedlich starke gegenseitige Beeinflussung der beiden Prozesse zugrunde liegt. Die gleiche Größe der geschätzten Parameter ist nicht zufällig, sondern wiederum darauf zurück-

<sup>2</sup>Als hypothetische Entsprechungen für die Zustände  $Y_1 = 0$  und  $Y_2 = 0$  sollen folgende dienen: unverheiratet und kinderlos.

<sup>3</sup>Um unsere hypothetische Entsprechung weiterzuführen: Die jeweilige Person heiratet ( $P = 0.5$ ) oder bekommt ein Kind ( $P = 0.125$ ) oder keins von beiden ( $P = 0.375$ ).

<sup>4</sup>Hat eine Person bereits ein Kind bekommen, so steigt die Wahrscheinlichkeit zu heiraten auf 0.75 an. Hat die betreffende Person noch kein Kind, so beträgt die Wahrscheinlichkeit zu heiraten weiterhin 0.5.

<sup>5</sup>Die Wahrscheinlichkeit ein Kind zu bekommen, erhöht sich nicht durch eine Heirat.

<sup>6</sup>Ist die Person bereits verheiratet, so erhöht sich in diesem Modell die Wahrscheinlichkeit ein Kind zu bekommen von 0.125 auf 0.375.



Tabelle 3: Logit-Modelle für interdependente Prozesse für den Zeitpunkt  $t = 600$  (60502 Fälle)

abhängige Variable	Modell 1		Modell 2	
	$Y_1$	$Y_2$	$Y_1$	$Y_2$
Interzept	-0.6123**	-1.9451**	0.42 **	-1.9901**
$X$	-0.0004	-0.0051	0.0058*	-0.0015
$Y_1$ (Heirat)	—	1.4035**	—	0.4308**
$Y_2$ (Kind)	1.4035**	—	0.4309**	—
Pct. $Y = 1$	0.4263	0.2237	0.42	0.1416

Signifikanz: \*\* $p < 0.01$ ; \* $p < 0.05$

Daten: simuliert

zuführen, daß bei einem Querschnitt keine zeitliche und damit auch keine kausale Ordnung angegeben werden kann, und daher nur das Resultat, nicht aber der Mechanismus, der zu diesem Resultat geführt hat, beobachtet werden kann. Die einzigen Parameter, die sich in einem Logitmodell verändern dürfen, sind in diesem Fall der Interzept und der Parameter für den geschätzten Einfluß von  $X$ . Damit muß auch die Tatsache einer unterschiedlich starken gegenseitigen Beeinflussung von  $Y_1$  und  $Y_2$ , wie sie den Daten in Modell 1 zugrunde liegt, verloren gehen.

In den Daten, die den Schätzungen in Modell 2 zugrunde liegen, ist nur  $Y_1$  abhängig von  $Y_2$ . Andere Beziehungen zwischen  $Y_1$ ,  $Y_2$  und  $X$  bestehen nicht. Trotzdem wird bei der Wahl von  $Y_2$  als abhängiger Variable ein Effekt von  $Y_1$  geschätzt, welcher in etwa der Größe des Effektes von  $Y_2$  auf  $Y_1$  entspricht (0.4309 und 0.4308). Auch hat in einem der Modelle  $X$  einen signifikanten Einfluß, der sich aber wohl eher zufällig ergeben hat (zu anderen Zeitpunkten tritt er nicht auf). Dieses weist auf ein weiteres Problem bei der Analyse von Querschnittsdaten hin. Allein durch die Wahl des Beobachtungszeitpunktes kann sich in Analysen ein Effekt ergeben, der eigentlich nicht existent sein sollte.

Diese Simulationen zeigen deutlich die Problematik auf, anhand von Analysen basierend auf Querschnittsdaten kausale Beziehungen zwischen Variablen oder Prozessen herauszuarbeiten. Daraus resultiert die mangelnde Adäquatheit der empirischen Überprüfung von Theorien anhand von Analysen basierend auf dieser Art von Daten. Sind Beziehungen zwischen Prozessen bekannt und sind keine Veränderungen in dem System über die Zeit anzunehmen, so mögen in Einzelfällen Querschnittsdaten als eine annehmbare Analysebasis dienen können. Ein Erkenntnisgewinn wäre aber nicht zu erwarten und eine empirische Überprüfung von Theorien immer noch nicht möglich. Was bleibt ist die Notwendigkeit einer Umorientierung in der empirischen Forschung hin zu einer vermehrten Erhebung

und Auswertung von Längsschnittdaten. Die Verwendung von Längsschnittdaten und entsprechender Methoden zu ihrer Auswertung sind in der Lage, viele Problematiken, die sich aus der Analyse von Querschnittsdaten ergeben, zu vermeiden oder zumindest stark abzuschwächen. Beispielsweise können mit Hilfe ereignisanalytischer Methoden Übergänge gesondert analysiert werden, wodurch es erst möglich wird die Mechanismen zu identifizieren, die zu den beobachteten Verteilungen im Querschnitt führen.

## **6 Zusammenfassung**

In der vorliegenden Arbeit sollten die immer noch wenig beachteten statistisch-methodischen Beschränkungen bei der empirischen Untersuchung von Theorien herausgearbeitet werden. Es zeigt sich, daß Querschnittsdaten in der Regel nicht den Ansprüchen, die viele Wissenschaftler an sie stellen, genügen können. Die impliziten Annahmen, die bei der kausalen Interpretation von Ergebnissen bei Querschnittsanalysen gemacht werden müssen, sind dabei nicht nur schwer zu rechtfertigen, sondern zudem nicht überprüfbar.

Der Hauptgrund hierfür liegt zum einen darin, aufgrund einer fehlenden zeitlichen Reihenfolge keine kausale Ordnung zwischen zwei oder mehr Variablen herstellen zu können. Zum Zweiten ist der Zeitpunkt der Datenerhebung meistens unabhängig von den Hypothesen über die Dynamik des zu untersuchenden Prozesses. Selbst wenn diese Einschränkungen akzeptiert und entsprechende Annahmen für eine Analyse gemacht werden, so stellt sich bei multivariaten Analysen die Schwierigkeit, die geschätzten Koeffizienten zu interpretieren. Wie gezeigt worden ist, können bei Analysen mit Querschnittsdaten immer nur Nettoeffekte geschätzt werden, die sich aus der Differenz des Einflusses einer erklärenden Variable auf beide möglichen Übergänge in der abhängigen Variable ergeben. Den geschätzten Parameter mit dem Einfluß auf nur einen der beiden Übergänge gleichzusetzen, was immer noch üblich ist, und damit den Einfluß auf den anderen Übergang zu ignorieren, hilft zwar, die Anzahl der Mechanismen, die das vorliegende Resultat generieren, zu reduzieren, führt aber sicherlich zu keinen tiefer gehenden Erkenntnissen.

Zusammengefaßt kann gesagt werden, daß Querschnittsdaten für einen Großteil sozialwissenschaftlicher Fragestellungen nicht gebräuchlich erscheinen.

## 7 Literaturverzeichnis

- ALDRICH, J.H.; NELSON, F.D. (1984). *Linear Probability, Logit, and Probit Models*. Newbury Park et al: Sage.
- ANDRESS, H.-J.; HAGENAARS, J.A.; KÜHNEL, S. (1997). *Analyse von Tabellen und kategorialen Daten*. Berlin et al.: Springer.
- BECKER, G.S. (1993). *A Treatise on the Family*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- BLOSSFELD, H.-P.; HUININK, J. (1991). Human Capital Investments or Norms of Role Transitions? How Women's Schooling and Careers effect the Process of Family Formation. *American Journal of Sociology*, 97, 143-168.
- BLOSSFELD, H.-P.; ROHWER, G. (1995). *Techniques of Event History Modeling*. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum.
- BLOSSFELD, H.-P.; TIMM, ANDREAS (1997). Der Einfluß des Bildungssystems auf den Heiratsmarkt. Eine Längsschnittanalyse der Wahl des ersten Ehepartners im Lebenslauf, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Jg. 49, Heft 3, 440-476.
- COLEMAN, J.S. (1964). *Introduction to Mathematical Sociology*. Glencoe: Free Press.
- COLEMAN, J.S. (1981). *Longitudinal Data Analysis*. New York: Basic Books.
- COX, D.R.; WERMUTH, N. (1996). *Multivariate Dependencies – Models, analysis and interpretation*. London et al.: Chapman & Hall.
- DAVIES, R.B. (1987). The Limitations of Cross-Sectional Analysis. In: Crouchley, R. (Hrsg.). *Longitudinal Data Analysis*. 1-15. Aldershot: Avebury.
- DIEKMANN, A. (1995). *Empirische Sozialforschung: Grundlagen, Methoden, Anwendungen*. Reinbeck bei Hamburg: Rohwolt.
- DI PRETE, T.A.; DE GRAAF, P.M; LUIJKX, R.; TÅHLIN, M.; BLOSSFELD, H.-P. (1997). Collectivist versus Individualist Mobility Regimes? Structural Change and Job Mobility in Four Countries. *American Journal of Sociology*, 103, 318-358.
- ELDER, G.H., JR. (1991). Lives and Social Change. In: Heinz, W. (Hrsg.). *Theoretical Advances of Life Course Research*. Weinheim: Deutscher Studienverlag. S. 58-86.
- GREENE, W.H.; QUESTER, A.O. (1982). Divorce Risk and Wives' Labor Supply Behaviour. *Social Science Quaterly*, 63, 16-27.
- HOLLAND, P.W. (1986). Statistics and Causal Inference. *Journal of the American Statistical Association*, 81, 945-960.
- KELLY, J.R.; MCGRATH, J.E. (1988). *On Time and Method*. Newbury Park et al: Sage.
- LIEBERSON, S. (1985). *Making it Count. The Improvement of Social Research and Theory*. Berkeley: University of California Press.
- MAYER, K.U. (Hrsg.) (1990). *Lebensverläufe und sozialer Wandel*. Sonderheft 31, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- MAYER, K.U. (1991). Life Courses in the Welfare State. In: Heinz, W. (Hrsg.). *Theoretical Advances in Life Course Research*. 171-186. Weinheim: Deutscher Studienverlag.

- MAYER, K.U.; MÜLLER, W. (1986). The State and the Structure of the Life Course. In: Sørensen, A.B.; Weinert, F.; Sherrod, L.R. (Hrsg.). *Human Development and the Life Course*. 217-245. Hilldale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- MAYER, K.U.; TUMA, N.B. (1990). *Event History Analysis in Life Course Research*. Madison: University of Wisconsin Press.
- PIKE, M.C.; HILL, I.D. (1965). Pseudo-Random Numbers (Algorithm 266). *Communications of the ACM* 8, 605-606.
- ROHWER, G.; PÖTTER, U. (1998). *TDA User's Manual*. Ruhr-Universität Bochum.
- RYDER, N.B. (1965). The Cohort as a Concept in the Study of Social Change. *American Sociological Review*, 30, 843-861.
- SZTOMPKA, P. (1993). *The Sociology of Social Change*. Oxford und Cambridge: Blackwell.
- TUMA, N.B., HANAN, M.T. (1984). *Social Dynamics. Models and Methods*. New York: Academic Press.
- WEYMANN, A. (1998). *Sozialer Wandel*. Weinheim und München: Juventa.



